臺灣水稻褐飛蝨族群發生動態之預測模式

賴信宏 [1]、黃守宏 [2]、鄭清煥 [2]、蔣國司 [1,*]
[1]國立中興大學農藝學系
[2]行政院農委會農業試驗所嘉義分所植物保護系

摘要

褐飛蝨(*Nilaparvata lugens*, Stål)為臺灣最重要水稻害蟲，如防治不當常導致二期作水稻產量及品質顯著下降。為達到水稻害蟲經濟安全有效的管理，建立早期預警，作為適時防治之依據，是為解決此一問題之重要課題。本研究使用 1988 至 2012 年在嘉義分所溪口農場所設置誘蟲燈每日捕捉褐飛蝨之數據，利用 1988-2003 年之數據分析，發現資料在時間序列上存在高度的自我相關。首先嘗試運用三情況門檻自我迴歸分析建立模式，並以近 9 年 2004-2012 的資料來驗證預測模式之準確性。模式之驗證分為長期與短期預測，長期預測為進行長時間(約 120-160 日)每日蟲數之預測，可評估二期作水稻生育期間每日蟲數。結果顯示，族群發生動態與實際趨勢大部分一致；短期預測之發展為評估第 1 至 14 日後預測值之比較，結果顯示從預測起始日第 7 日後之預測值具有相當高的穩健性，說明此模式可有效運用於 7 日後之族群發生動態趨勢。期望能以此研究的結果，提供未來運用於防治決策的參考。

關鍵詞：褐飛蝨、族群發生動態、預測、門檻自我迴歸模式。

Forecasting Model for Brown Planthopper Population Fluctuation and Its Effects on Rice Production in Taiwan

* 通信作者, kucst@dragon.nchu.edu.tw
投稿日期：2014 年 4 月 27 日
接受日期：2014 年 5 月 6 日
作物、環境與生物資訊 11:65-79 (2014)
Crop, Environment & Bioinformatics 11:65-79 (2014)
189 Chung-Cheng Rd., Wufeng, Taichung 41362, Taiwan ROC

Sin-Hong Lai[1], Shou-Horng Huang[2], Ching-Huan Cheng[2] and Kuo-Szu Chiang[1,*]

[1] Department of Agronomy, National Chung Hsing University, Taichung City 40227, Taiwan ROC

[2] Department of Plant Protection, Chiayi Agricultural Experiment Station, Taiwan Agricultural Research Institute, Chiayi 60044, Taiwan ROC

ABSTRACT

The brown planthopper (*Nilaparvata lugens*, Stål) is an important pest insect which affects rice production in Taiwan. Incorrect control strategies will reduce the quality and yield of rice production. The brown planthoppers can migrate to Taiwan every year from neighboring areas. Moreover, the immigration time and population abundance are often changeable. By a system of long-term monitoring of the insect, a time-series population fluctuation of brown planthopper can be recorded. The forecasting system for the outbreak time of brown planthoppers will provide early warning and information on chemical application for safe rice production. In this study, population fluctuations based on daily data collected from paddy fields and traps were monitored in Chiayi County from 1988 to 2012. Owing to the autocorrelation of the data, we analyzed them by using the three-regime threshold autoregressive (TAR) statistical model of time series. Firstly, the data from 1988 to 2003 was used to establish the prediction model. Secondly, the data from 2004 to 2012 were employed to test the validity of the predicted model. A long-term forecast provided 120-160 days of prediction after the first prediction date was used to estimate daily forecasting data in the second crop season. Results showed that most of the forecasting trends are near the trends of the

observed data. For short-term forecasting, we used the results of one-day forecasting to those of fourteen-day forecasting to describe the precision of the forecasting model. The results indicated that the trend of seven-day forecasting is recommended. That is, the forecasting model could effectively estimate population fluctuations seven days in advance. Accordingly, the results of this study are applicable to be included in the plant protection measures.

Key words: Brown planthopper, *Nilaparvata lugens*, Population fluctuations, Forecasting, Threshold autoregressive model.

前言

褐飛蝨(*Nilaparvata lugens*, Stål)為東亞地區最重要的水稻害蟲，大量族群聚集吸食水稻汁液，往往在短時間內即可致使水稻植株枯萎，形成「蝨燒」，嚴重影響水稻產量與稻米品質。褐飛蝨為長距離遷移性水稻害蟲之一，但其族群在臺灣可越冬，惟越冬族群密度甚低，一般在一期作對水稻生產並不構成影響；在二期稻，由於發生族群密度受 7 至 8 月間由境外一千公里範圍內遷入之數量所左右。其中，以中國華南、北越及菲律賓呂宋島為主要來源地區，但每年遷入的蟲源地區、遷入時間及數量，受氣象條件所影響。褐飛蝨遷入數量、時期及危害程度，可能因此產生變動，對於臺灣水稻安全生產之影響帶來潛在威脅。因此，如何有效地預測及偵(監)測害蟲族群的發生，成為經濟有效管理褐飛蝨的首要課題(Cheng 1990, Cheng and Huang 2004, Cheng and Lu 1990, Huang *et al.* 2010a, Huang *et al.* 2010b, Otuka *et al.* 2012)。

害蟲預測模式之建立，有賴於對害蟲發生動態之長期監測，藉由其田間實際發生之變動，發展有效之模式。在臺灣褐飛蝨於第一、二期稻都可發生 3–4 個世代，而每 25 至 30 日左右可完成一個世代。其族群立足後快速增長，最高族群密度經常發生於第三世代，斯時已屆水稻繁殖生長期，植株老化，氮碳比顯著下降，所發育之成蟲絕大部分為長翅型，往外遷徙，導致第一期稻之褐飛蝨族群顯著下降。挨次期作，於第二期水稻之生育初期，褐飛蝨長翅型成蟲又陸續由海外遷入，遷入之蟲數與二期稻期間褐飛蝨之族群密度密切相關(Cheng 1990, Huang *et al.* 2009)。過去在臺灣褐飛蝨的預測研究，主要有利用逐步複迴歸分析方法，利用 7 至 8 月遷入蟲源，以及逐步分析可能影響發生動態之各種具生物生態學意義之環境因子，據以建立預測模式。又擇相關性較高者、經適合度試測，以準確度較高的環境因子來建立中、短期之發生預測模式(Cheng 1984, Cheng 1990)。為了預防褐飛蝨可能造成之經濟危害損失，Cheng (1978)建議在族群入侵稻田繁殖後之第 2 世代若蟲期，因其族群密度達所設定之經濟危害基準密度，約在每一叢稻平均達 5~10 隻若蟲範圍，宜先予以適時防治，可以降低與延緩後續族群之建立及可能造成之危害損失。

在亞洲其他地區水稻害蟲發生預測之研究，主要是評估每年害蟲族群之發生與其可能造成之危害損失為主。例如：Ma and Cheng (2001)分析 1986 到 1998 年中國太湖地區 6 月至 11 月每四天之監測褐飛蝨數據，使用混沌模式(chaos)與時間規模(time-scale)上之關係式來量化褐飛蝨發生系統。Yan *et al.* (2010)利用中國貴州地區 1977 年到 2007 年褐飛蝨與白背飛蝨的誘蟲燈數據，使用馬可夫鏈(Markov chain theory)來建立預測模式，驗證時採用前五年的數據來預測第六年的發生程度，結果有效地預測 1982 年到 2007 年的每年發生程度。在日本，Yamamura *et al.* (2006)提出使用廣義加法模式(generalized additive model; GAM)與向量自我迴歸分析(vector autoregressive analysis; VAR)建立長時間的三種水稻害蟲(二化螟蟲，*Chilo suppressalis*；偽黑尾葉蟬，*Nephotettix cincticeps* 及斑飛蝨，*Laodelphax striatellus*)之動態模式，探討每年蟲數變化與氣候變遷的關係。

在生態的相關研究中，因常牽涉到時間效應，故統計上時間序列的分析方法常被運用。Lin and Liu (1984)蒐集 1975 至 1982 年褐飛蝨每週田間數據(僅水稻生殖期間)，使用線性的時間序列分析的自我迴歸整合移動平均 (autoregressive integrated moving average; ARIMA)模式來建構族群密度之預測模式，並利用殘差分析說明預測之準確性。Su *et al*. (2003)使用 1994 至 2003 年東方果實蠅的每旬數據，亦是採用 ARIMA 模式進行分析，並作為短期預測模式。此外，在中國大陸有多篇報告使用時間序列分析方法的 ARIMA 模式，分析族群消長與長期運動規律，預測褐飛蝨、瘤野螟及栗夜盜等害蟲之發生預測(Hu and Jiang 1997, Yang *et al*. 2010)。

當不同時期族群表現出的下降與上升急遽變動，屬於非對稱型(asymmetry)的週期性變動，此時應採用非線性時間序列分析方法。在處理這類的非線性時間序列當中，門檻自我迴歸分析(threshold autoregressive model; TAR)常被使用在族群動態的研究中，門檻自我迴歸分析於 1980 年由 Tong and Lim 首先提出，針對有限制的循環與週期性變動發展出量化的方法，以解決具上述生態特性族群之預測。例如在英國綿羊族群動態研究中，根據每年的族群大小來找尋門檻值，然後使用 TAR 進行量化建立模式，並依照當年之族群數量來估算隔年族群之變動(Grenfell *et al*. 1998)；另外在加拿大山貓族群之研究中，其族群消長具有 10 年之循環變動，其週期性變動亦與族群豐度有關，使用 TAR 來量化其族群豐度(Stenseth *et. al*. 1998)。

本研究之目的分為兩部份，第一，將分析褐飛蝨族群長期監測誘蟲燈之每日數據，以門檻自我迴歸模式來發展臺灣水稻褐飛蝨誘蟲燈誘捕蟲數之長期預測模式，說明利用誘蟲燈蟲數所建立的水稻褐飛蝨疫情警報系統。其中，長期預測在 7 月下旬或 8 月下旬開始進行，評估在 8 月下旬到水稻二期作收獲這期間的族群動態，說明這期間誘蟲燈誘捕蟲數的可能發生趨勢，期望在二期作水稻移植前有效掌握褐飛蝨接下來每日之族群變動。第二，短期預測則在 8 月下旬開始進行，預先評估短期之族群發生動態，提供更即時及準確之資訊，未來供褐飛蝨預警上之參考。

材料與方法

褐飛蝨監測數據

於嘉義縣溪口鄉之農業試驗所嘉義分所溪口農場(20 ha)，設立吸式誘蟲燈(suction light trap)兩具。吸式誘蟲燈以 30 燭光環型日光燈(FCL-30W，中國電器，台南市新營區)為光源，燈下 6 cm 接吸入式電風扇(CEN-920，聖力儀器，台中市大里區)及蟲網(32 網目，尼龍，慶聚企業股份有限公司，台中市清水區)，誘蟲燈之柱高為 1.8 m，蟲網為雙套式以防捕獲蟲之逃逸。兩盞誘蟲燈相距約 250 m，各面對數十公頃之稻田。誘蟲燈之開啟(下午 6 時)及關閉(翌日早上 9 時)均由定時器所控制，每日於早上 9 時前收集所誘捕蟲之害蟲，以防止蟲體飛逸逃出。每日收集所捕獲蟲體(1988 年 1 月 1 日至 2012 年 12 月 31 日)，經烘箱 45℃烘乾後 3-5 日後，以顯微鏡鏡檢分類記錄所捕獲之害蟲種類及數量等，以偵(監)測每日褐飛蝨遷入族群之情況。

另於溪口農場內設立 2 塊觀測田，每觀測田至少 0.5 公頃，種植感蟲品種(如臺農 67 號等)，依農民慣行管理方式於水稻生育期中不施用任何殺蟲劑，記錄每年兩期作水稻移植後之天數(days after transplanting; DAT)等資訊，以調查水稻本田中之水稻生育時期。預測模式建立前將數據分成兩個部份，第一部分為前 16 年(1988 至 2003 年)之數據，作為建立模式之數據(training datasets)來估計模式內之參數；第二部份為最近 9 年(2004 年至 2012 年)之數據，作為模式驗證之數據(validating datasets)，來驗證預測模式之準確性。

褐飛蝨從海外入侵到形成危害，通常在二期作水稻生育時期，在預測模式內首先建立兩個解釋變數，分別為二期作水稻移植後的天數(以 $X_{1,t}$ 表示，下標 t 為時間點 t)與期作變數(以 $X_{2,t}$ 表示)，來量化水稻生育期與褐飛蝨消長之關係。其中 $X_{1,t}$ 與 $X_{2,t}$ 兩變數皆進行等級(level)之轉換，$X_{1,t}$ 變數以每 10 日為一個等級，以水稻移植後之天數作轉換(levels = 0, 1, 2, 3,.. , 11)，移植後的第 1 至 10 日等級為 1，移植後的第 11 至 20 日等級為 2，以此類推，移植後天數超過 100 日的等級為 11，收穫後的等級為 0；$X_{2,t}$ 變數則以每年 1 月 1 日至二期作移植前等級為 0，二期作移植後至年底(12 月 31 日)等級為 1，可作為模式截距項之調整。

觀察 1988 至 2003 年誘蟲燈誘捕褐飛蝨之整年數據，每年之蟲數累積情形大多從 7 月開始，才有逐漸上升之趨勢，但每年之總蟲量(褐飛蝨整年誘捕累積量)與水稻二期作期間的累積蟲量並非相近，從過去 16 年所收集之資料，大體分為三類：第一，量多之年份大多具有捕獲高峰，資料顯示有兩個時間會出現，即 7 月褐飛蝨遷入之高峰與 9 月下旬盛行之高峰，則該年之總蟲量會高於 1,000 隻，這類年份 7 月至 8 月底的累積蟲量會在 100-1,500 隻範圍內，且 9 月至 11 月的累積蟲量會在 450-2,000 隻範圍內；第二是該年僅有 9 月底盛行之高峰，則總蟲量亦會高於 800 隻，此類年份 7 月至 9 月 6 日的累積蟲量會高於 100 隻(1992 與 2003 年即為此類型)，且 10 月至 11 月的累積蟲量亦會高於 700 隻；第三，該年趨勢皆無上述之兩高峰，該年之總蟲量會低於 500 隻，此類年份 7 月至 8 月底的累積蟲量會低於 100 隻，10 月至 11 月的累積蟲量會低於 270 隻。據此將第一類與第二類定義為「量多」之年份，即以該年 7 月至 9 月 6 日的累積蟲量超過 100 隻時，屬於量多之年份(等級為 1)；第三類定義為「量少」之年份，即該年 7 月至 9 月 6 日的累積蟲量低於 100 隻時，屬於量少之年份(等級為 0)，將年份為量多或量少之資訊(年份變數，以 $X_{3,t}$ 表示)帶入預測模式中，來幫忙解釋族群動態之變化。

門檻自我迴歸分析

嘉義分所收集的長期觀測資料的數據，其中誘蟲燈為每日調查數據，可提供褐飛蝨每日發生之豐度，利用時間序列分析方法來處理資料在時間上的自我相關，目的來量化其發生動態以達到預測之目標，希望能提供準確之未來每日預測蟲數。依照嘉義分所誘蟲燈蟲數，每年逐日間之族群變化，可分成三個結構之族群動態，第一部分的結構在每年 1 月至 6 月之間，即於第一期作水稻期間，蟲數極少且較零散(大多數為 0)；第二部份的結構為每年 7 月開始至 8 月下旬有較多的蟲數且數量變動高低起伏較頻繁；第三部分的結構為 9 月下旬到 10 月下旬之高峰；第一部分為從一期作水稻生育期至海外少量遷入前的族群動態(前半年)，後兩部分則是海外遷入盛期後至二期作水稻收穫前(7 月下旬到 11 月下旬)之族群動態。數據具有明顯斷層，屬於非線性(non-linear)之結構，因此採用非線性的時間序列分析方法來量化之。

藉由已知的每年褐飛蝨族群發生動態，利用褐飛蝨遷入時間、蟲量與二期作水稻生育時期等因子，建立門檻自我迴歸模式來量化褐飛蝨之整年趨勢變化，特別是針對二期作水稻生育時期之發生變動，進而發展長期與短期之預測模式；在本研究中模式之建立，參數之估計及模式之驗證，皆使用 R 語言進行統計分析(Cryer and Chan 2008)。利用門檻變數(threshold variable, Z_{t-d})與門檻值(c)將數據分成 k 個情況(regime)，d 稱為門檻延遲參數(threshold delay parameter)，依照 k 個情況用自我迴歸模式(autoregressive model; AR)來量化，自我迴歸分析是屬於線性的時間序列分析方法，但依照門檻變數切割數據而產生了非線性之結構；自我迴歸係數之估計，採用最小平方法可獲得可靠的結

果，依照數據來改變門檻變數的形式，最簡易的門檻變數為 d 天前之數值(y_{t-d}) (Tsay 1989, Fan and Yao 2003)，先以簡單的 3-regime 的 TAR 模式(k = 3)為例：

$$y_t = \begin{cases} \phi_0^{(1)} + \sum_{i=1}^{p_1} \phi_i^{(1)} y_{t-i} + \varepsilon_t^{(1)} & \text{if} \quad y_{t-d} \le c_1 \\ \phi_0^{(2)} + \sum_{i=1}^{p_2} \phi_i^{(2)} y_{t-i} + \varepsilon_t^{(2)} & \text{if} \quad c_1 < y_{t-d} \le c_2 \\ \phi_0^{(3)} + \sum_{i=1}^{p_3} \phi_i^{(3)} y_{t-i} + \varepsilon_t^{(3)} & \text{if} \quad y_{t-d} > c_2 \end{cases} \tag{1}$$

其中 y_t 為在時間點 t 上之自變數，上標符號$^{(1)}$表示 lower regime model；上標符號$^{(2)}$表示 middle regime model；上標符號$^{(3)}$表示 upper regime model。門檻延遲參數為 y_{t-d} 中的 d，自我迴歸的 order 分別為 p_1, p_2, p_3 ($d \le p$)，門檻值為 c_1 和 c_2，ϕ_0 為模式之截距項，$\phi_1, \phi_2, \ldots, \phi_p$ 為自我迴歸模式之係數，ε_t 為模式中之殘差項，稱之白噪音(white noise)。

為了降低數據高低起伏與急遽高峰之變異性，誘蟲燈褐飛蝨蟲數數據(Y_t)需進行對數轉換($y_t = \log_{10}(Y_t + 0.5)$)，褐飛蝨逐日蟲數與數天前($y_{t-d}$， $d = 1 \sim 20$)之數據作自我相關分析，原始數據的自我相關與時間延遲(d)具高度相關，無法將時間之因子量化，因此分析時使用第一階差分($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$)來進行選擇模式，量化時間上之自我相關性，達到分析時具有穩定性(stationary)之前提假設。

TAR 的分析在進行選模步驟時，將 $X_{1,t}$、$X_{2,t}$ 與 $X_{3,t}$ 這三解釋變數設定為因子(factor)，門檻變數、門檻值與各情況的自我迴歸之順序(order, p)須同時考量，通常使用 Akaike information criterion (AIC)來作決定，當 AIC 值越低表示配適結果越好，AIC 值之估式為

$$\text{AIC}(p,q,d,s) = \sum_{j=1}^{s} \left[-2\ln\left(L_j(p,q,d,s)\right) + 2k(kp + vq + 1) \right] \tag{2}$$

其中 L_j 是第 j 個情況的概度函數(likelihood function)，p 是自我迴歸之順序，d 是延遲參數，q 是解釋變數的個數，k 為情況數，s 和 v 分別為時間序列內變數 Y 與變數 X 的維度數(Tsay 1998)。但各種變數與參數的組合一起討論，往往無法快速得到較準確之資訊，通常會先選取門檻變數(Z_{t-d})，在此以數天前之差分($\Delta y_{t-d} = y_{t-d} - y_{t-d-1}$, d =1, 2, 3, 4, 5)作為選擇；接著是門檻值之選擇(c_1 和 c_2)，第一階差分之數據本身具有 67%的 0，在 0 以下(包含 0)則佔全部數據約有 80.67%，剩下為超過 0 佔全部比例為 19.33%，找尋門檻值之限制，為三情況內的數據不得過少，至少各情況需佔全部數據 6%以上；此時三情況的順序(order)皆設定為(p_1, p_2, p_3) = (15, 15, 15)，因門檻變數介於−1.40 到 1.50 之間，所以設定 $c_1 = -1.4$ 來找尋 c_2，此時 c_2 為−1.20, −1.19…, 1.50，估算其 AIC 值，具最低 AIC 值的 c_2 為最佳門檻值；再來設定 $c_2 = 1.5$ 找尋 c_1，此時 c_1 為−1.40, −1.39, …, 1.30，具最低 AIC 值的 c_1 為最佳門檻值；最後採用 $p = 1,2,\ldots,15$ 來選擇自我迴歸之順序(p_1, p_2, p_3)，亦是比較在各情況(k)下之 AIC 值。利用建模數據僅能先決定門檻變數、門檻值與自我迴歸之順序，截距項、自我迴歸模式之係數與解釋變數之係數皆非一固定數值，使用驗證數據分析時，參數估計會隨著數據增加而變動。

預測起始日期

建立模式之後為了要驗證模式之預測能力，一般模式內的解釋變數需先設定數值，才能讓預測模式準確估計，解釋變數皆與日期有關，故需要先估算出預測起始日期來設定所需之數值。首先在上半年褐飛蝨捕捉到的數量稀少，且六月下旬一期作水稻剛收穫完，此時若有褐飛蝨遷入，在無適當寄主的情況下，大部份族群亦會馬上遷出，因此在驗證模式時，從 7 月 1 日開始進行驗證預測。每年水稻移植往往在某一時期(日期)，$X_{1,t}$ 變數(移植後的天數)與 $X_{2,t}$ 變數(兩期作)分級的時間點皆以二期作水稻移植前後為準則，驗證時不論是在移植之前或在移植之後找到預測起始日期，皆假設已知水稻移植的日期，即兩變數所設定之數值皆為原本設定之數值。

從 7 月開始執行預測驗證，$X_{3,t}$(年份變數)無法在 7 月至 8 月得知該年是否為量多或量少之年份，需依照建模數據之每月累積量得知判定方式，預測驗證時採用每年 7 月 1 日之後的褐飛蝨累積量來區分。若從 7 月 1 日至 9 月 6 日之累積量未達到 100 隻，則該年為量少之年份，年份變數等級為 0；若超過(含)100 隻，則該年為量多之年份，年份變數等級為 1。因此，預測起始日期分為兩種情形，第一種情形為量多年份，預測起始日期應為累積量超過 100 隻之隔日(此時年份變數等級為 1)；第二種情形為量少年份，從 7 月 1 日至到 9 月 6 日之累積量低於 100 隻(此時年份變數等級為 0)，則 9 月 7 日為預測起始日期。一般二期作水稻種植在 7 月下旬至 8 月上旬，當 9 月 7 日開始進行預測，水稻正值分蘗盛期，得知該年可能是量少之年份，褐飛蝨族群在田間數量可能是偏低的情況，可提供在孕穗期至乳熟期防治之參考。

長期預測

預測起始日期確定後，方可進行長期預測之驗證，例如 2004 年的預測起始日期為 7 月 4 日，此時水稻尚未移植，須假設已知水稻移植日期，從 7 月 4 日開始進行每日之預測(包含 7 月 4 日)，則 7 月 4 日的預測值為利用 upper regime model 所進行估算出之數值，再往下一個日期進行預測，此時依照其門檻變數的值($\Delta\hat{y}_{t-1}=\hat{y}_{t-1}-\hat{y}_{t-2}$)，此數值包含觀測值與預測值，進行下一個日期預測值之估計。若$\Delta\hat{y}_{t-1}$低於 c_1，則使用 lower regime model 來進行估計；若$\Delta\hat{y}_{t-1}$介於 c_1 與 c_2 之間，則使用 middle regime model 進行估計；當$\Delta\hat{y}_{t-1}$高於 c_2，則用 upper regime model 進行估計。如此反覆執行下一個日期之預測值估算，預測約 120-160 日之數值(從插秧前 30 多日加上水稻生育期約 120 日，共計最多約 160 日)，並估算每 1 日的 95%信賴區間，這些預測值皆未使用預測起始日期之後的觀測值。而 2005-2012 年之預測如同上述 2004 年之步驟，模式參數估計會隨著每年數據增加而有變動，每年皆有一百多日之預測蟲數資料來進行驗證模式。

驗證時先比較預測值曲線與觀測值曲線，說明其族群趨勢變動與關係，並利用 LOWESS (locally weighted scatterplot smoothing) 代表平滑觀測值曲線，調整 LOWESS 平滑曲線的參數為 f，當 f 設定越大越平滑，但越會偏離實際資料。最後將 2004-2012 年的預測值與平滑的觀測值(LOWESS) 進行迴歸分析與一致性分析(agreement analysis)，迴歸分析時會估算迴歸參數，並且與 45 度角的直線($\Delta\hat{y}_{t-1}=y_t$)作一比較；一致性分析則使用相關的一些指標，如估算兩者相關係數(r)，兩數值差的平均 ($\mu=(\mu_1-\mu_2)/\sqrt{\sigma_1\sigma_2}$)，兩變方之比例(v_1/v_2)，以及利用 $C_b=2/(v+1/v+\mu^2)$ 來說明兩數值之誤差程度(Lin *et al*. 2002)。

短期預測

短期預測的目的在尋求模式短時間(1-14 日)內蟲口密度之估計，如果預測起始日期時間為 t，$\hat{y}_{t+1}$為隔天(t+1)的預測值，表示為第 1 期預測值(one step forecasting)；依序$\hat{y}_{t+2}$為隔兩天(t+2)的預測值，表示為第 2 期預測值(two step forecasting)；以此類推，$\hat{y}_{t+14}$為隔兩週(t+14)的預測值，表示為第 14 期預測值(fourteen step forecasting)。在執行模式短期預測驗證時，每日預測資料包含 $\hat{y}_{t+1}$，$\hat{y}_{t+2}$,…, $\hat{y}_{t+14}$。為了評估模式在短期預測之準確性，本研究使用如下的指標，將第 1 期預測值至第 14 期預測值分別與相對應之觀測值，計算均方誤差值(mean square error, MSE)，公式如下：

$$\mathrm{MSE}_i=\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\left(\hat{y}_{t+i,j}-y_{t+i,j}\right)^2,\ \ i=1,2,\ldots,14 \qquad (3)$$

其中 i 為第 i 期之預測，j 為驗證數據的樣本數($j=1,2,\ldots,n$)，n 為總樣本數。驗證時根據量多與量少年份有所區別，若為量多年份(2004-2007)，為了讓 MSE 計算時在不同情況

下的數據樣本數(n)相同，因此從預測起始日期之後隔 14 日進行每日之預測(2004-2006 年共 140 日，2007 年共 110 日)；若為量少年份(2008-2012)則是從預測起始日期之後進行每日之預測(共 120 日)。

結果

預測模式之建立

三情況的門檻自我迴歸模式(three-regime threshold autoregressive model)之建立步驟，首先要決定門檻變數，使用式(2)來比較不同門檻變數的 AIC 值，結果以 Δy_{t-1} 數值最低，作為本模式之門檻變數。接著是決定門檻值，結果顯示門檻值 c_1 與 c_2 皆在 0 的時候具有最低的 AIC 值(Fig. 1)；水稻二期作生育後期因褐飛蝨族群後續世代大量繁殖而有捕獲高峰出現，為了解其族群之變動，找尋 c_2 比較重要，則 $c_1 = 0$；各情況數據內需佔全數據比例 6%以上，c_2 從 0.301 (86%)至 0.698 (94%)開始找尋，結果顯示 $c_2 = 0.602$ 最佳。最後找尋各情況之自我迴歸的順序，結果自我迴歸的順序(p_1, p_2, p_3)依序為 15, 14, 11。最終預測模式如下：

$$\Delta y_t = \begin{cases} \phi_0^{(1)} + \sum_{i=1}^{15} \phi_i^{(1)} \Delta y_{t-i} + \beta_1^{(1)} X_{1,t} + \beta_2^{(1)} X_{2,t} + \beta_3^{(1)} X_{3,t} + \varepsilon_t^{(1)} & \text{if} \quad \Delta y_{t-1} \le 0 \\ \phi_0^{(2)} + \sum_{i=1}^{14} \phi_i^{(2)} \Delta y_{t-i} + \beta_1^{(2)} X_{1,t} + \beta_2^{(2)} X_{2,t} + \beta_3^{(2)} X_{3,t} + \varepsilon_t^{(2)} & \text{if} \quad 0 < \Delta y_{t-1} \le 0.602 \\ \phi_0^{(3)} + \sum_{i=1}^{11} \phi_i^{(3)} \Delta y_{t-i} + \beta_1^{(3)} X_{1,t} + \beta_2^{(3)} X_{2,t} + \beta_3^{(3)} X_{3,t} + \varepsilon_t^{(3)} & \text{if} \quad \Delta y_{t-1} > 0.602 \end{cases} \quad (4)$$

其中 ϕ_0 為模式之截距項，$\phi_1, \phi_2, \ldots, \phi_{15}$ 為自我迴歸模式之係數，$\beta_1, \beta_2, \beta_3$ 為模式中兩個解釋變數之係數，ε_t 為模式中之殘差項，稱之白噪音 (white noise)，門檻值為 $c_1 = 0$，$c_2 = 0.602$，上標符號(1)表示 lower regime model ($\Delta y_{t-1} \le 0$)，為蟲數逐漸減少或沒變化時之族群變動；上標符號(2)表示 middle regime model ($0 < \Delta y_{t-1} \le 0.602$)，為蟲數增加較少時之族群變動；上標符號(3)表示 upper regime model ($\Delta y_{t-1} > 0.602$)，為蟲數增加較多時之族群變動。

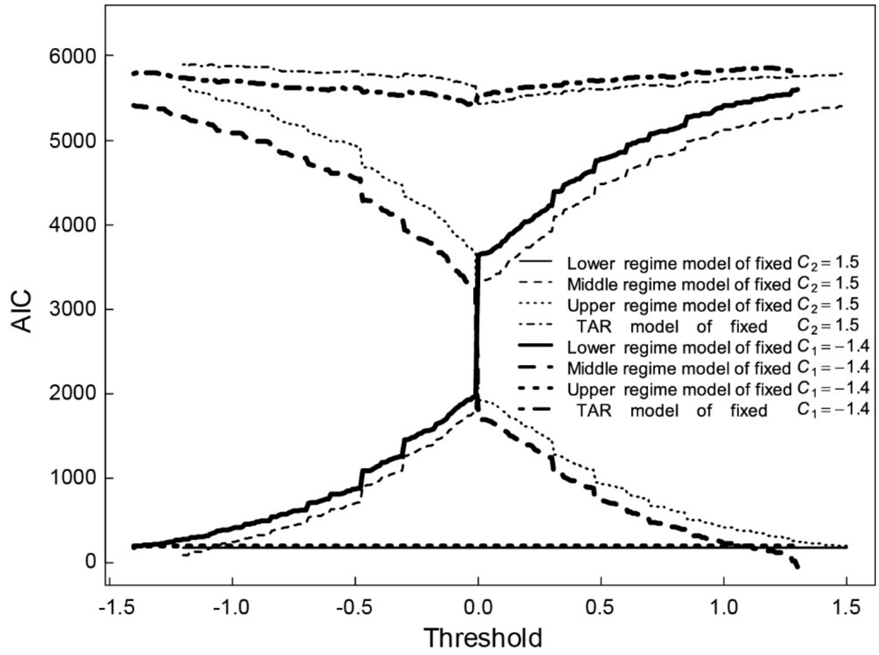

Fig. 1. Akaike information criterion (AIC) plot of different lower thresholds ($c_1 = -1.40, -1.39, \ldots, 1.30$) when $c_2 = 1.50$ and different upper thresholds ($c_2 = -1.20, -1.19, \ldots, 1.50$) when $c_1 = -1.40$ for the autoregressive model. The solid, dashed, and dotted lines represent the AIC values of the lower, middle, and upper regime models, respectively, and the dotdash line represents the AIC values of TAR model.

預測起始日期

在量多年份(2004-2007)之預測起始日期，大多在 7 月間蟲數累積量就超過 100 隻，因此可在七月開始進行長短期預測，僅 2007 年 7 月捕獲褐飛蝨蟲數，與其他量多年份比較相對較少，因此預測起始日期相對較晚(8 月 18 日)；在量少之年份(2008-2012)，蟲數之累積量要到 10 月過後才會超過 100 隻，因此預測起始日期皆為 9 月 7 日。

長期預測

長期預測是從預測起始日期找到之後開始進行驗證，比較在預測起始日期後一百多天(n)之預測值($\hat{y}_{t+i}$)與實際觀測值(y_{t+i})的族群變化情形(i = 1, 2, …, n)，結果顯示驗證數據之年份中，其中 2004-2007 年之趨勢相近(Fig. 2、Figs. 3A-C)，這四年預測蟲數之曲線(以實線表示)與觀測值(以黑圈表示)距離較短；利用 LOWESS 估算平滑觀測值曲線(以虛線表示)，其中平滑參數 f 設定為 0.2，較能把劇烈變動的觀測值平滑，但又不會太過於失去實際資料的特質，結果發現預測曲線與平滑曲線的上升時間與幅度皆相近，表示預測結果與實際趨勢相近，這 4 年預測之曲線在 8 月會有下降之趨勢，然後到 9 月初開始有上升之現象，到 10 月下旬會達到高峰之後才開始下降，與實際數值相比在 8 月下旬至 10 月下旬略有高估之趨勢；並利用預測的 95%信賴區間進行驗證，結果得知觀測值皆落在 95%的信賴區間內(Fig. 2、Figs. 3A-3C)。

2008-2012 年屬於量少之年份，僅預測未來 120 天之族群可能變化，探討其發生動態之趨勢，可發現 9 月到 10 月中旬數量皆相當少，而在 10 月下旬的預測有略為高估，但整年趨勢偏低。2008 與 2009 年預測蟲數曲線之趨勢與前面提到 4 個年份(2004-2007)比較是偏低的，當與實際蟲數曲線相比，僅有 10 月下旬與 11 月上旬有數天的發生較多之蟲數外，其他趨勢極為相近(Figs. 2、3D、4A)；

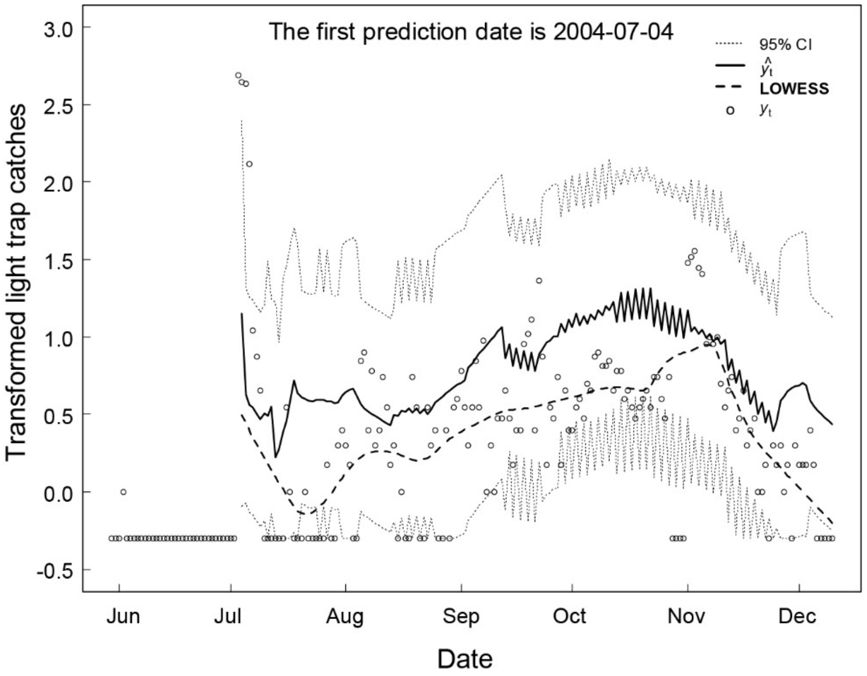

Fig. 2. The transformed light trap catches (white circles) of BPH, the weighted scatter plot smoothing (dashed line) of BPH, the predicted catches of TAR (solid line), and 95% confidence interval of the predicted catches of TAR (double-dashed line) for 160 days after the first prediction date for 2004. BPH: brown planthopper. TAR: threshold autoregressive model.

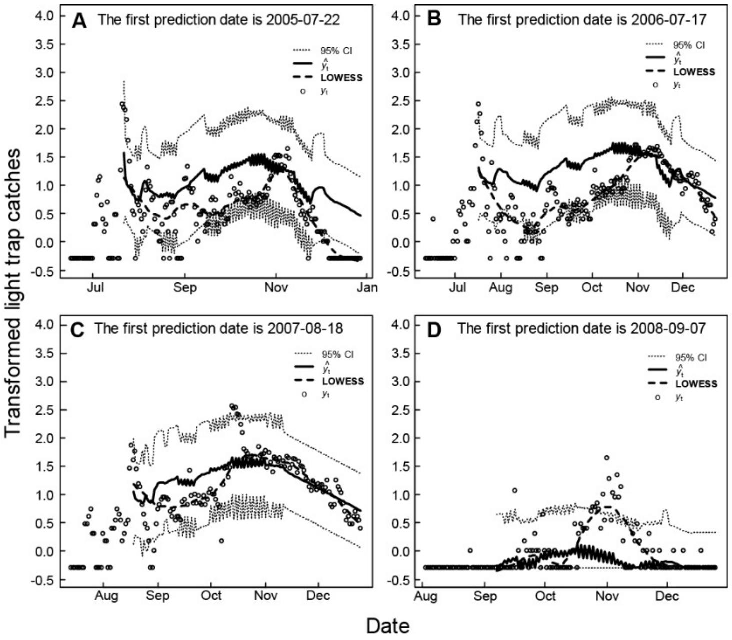

Fig. 3. The transformed light trap catches (white circles) of BPH, the weighted scatter plot smoothing (dashed line) of BPH, the predicted catches of TAR (solid line), and 95% confidence interval of the predicted catches of TAR (double-dashed line) for 160 days after the first prediction date for 2005-2006 (A-B), 130 days after the first prediction date for 2007 (C), and 110 days after the first prediction date for 2008 (D). BPH: brown planthopper. TAR: threshold autoregressive model.

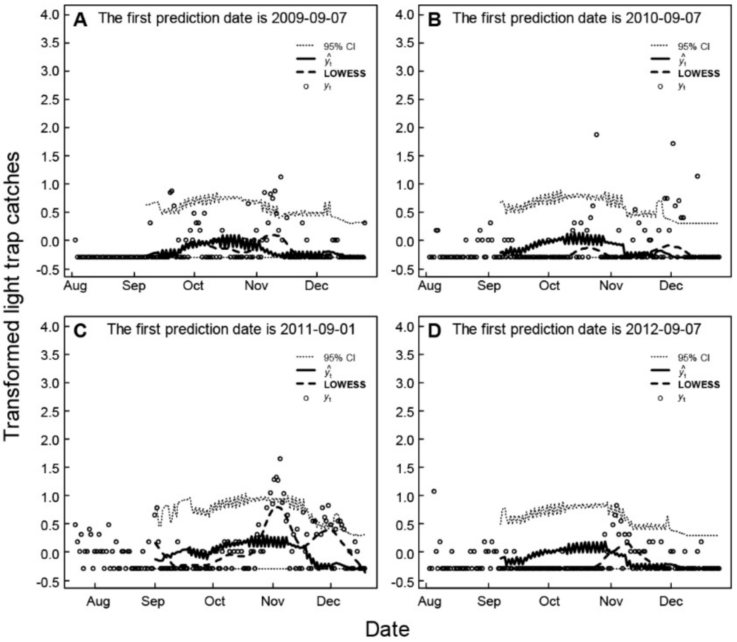

Fig. 4. The transformed light trap catches (white circles) of BPH, the weighted scatter plot smoothing (dashed line) of BPH, the predicted catches of TAR (solid line), and 95% confidence interval of the predicted catches of TAR (double-dashed line) for 110 days after the first prediction date for 2009-2012 (A-D). BPH: brown planthopper. TAR: threshold autoregressive model.

2011 年 10 月下旬到 11 月上旬有一高峰，此時接近收穫期，預測曲線已經開始下降，此時稍有低估現象(Fig. 4C)；2010 與 2012 年則是高估較多，從 9 月上旬到 10 月底，預測曲線皆在平滑觀測值曲線上方，僅在 2012 年 11 月上旬，平滑觀測值曲線高於預測曲線(Figs. 4B、4D)；並探討觀測值是否落在預測的 95%信賴區間內，結果得知觀測值大多落在 95%的信賴區間內(Fig. 4)，唯有 2008 年 10 月下旬到 11 月上旬，平滑觀測值曲線有一高峰，沒在 95%信賴區間內(Fig. 3D)。

將 2004-2012 年的預測值與 LOWESS 值進行迴歸分析，再與直線 $\Delta\hat{y}_{t-1} = y_t$ 做比較，從散佈圖看出迴歸直線略高於直線 $\hat{y}_{t-1} = y_t$，預測值有高估之現象；估得的迴歸模式為 $\Delta\hat{y}_{t-1} = 0.2498 + 0.9853 y_{t,lowess}$，此模式之斜率(0.9853)與 1 在統計上並無顯著之差異（p-value = 0.3023）；且一致性分析中，兩數值相關係數(r)為 0.819，兩變方之比例為 1.203，表示兩者變動相當接近，兩者差平均(μ)為 0.398，兩數值之誤差程度(C_b)為 0.912，數值離 1 很接近，表示兩者差距小。

短期預測

結果顯示在 2004-2012 年的第 1 期 MSE 值(MSE_1)最小，第 14 期 MSE 最大，而第 2~7 期與第 1 期之 MSE 差值低於 0.20 (MSE_2-MSE_1, MSE_3-MSE_1, …, MSE_7-MSE_1)，在 2004 年第 8-11 期 MSE 比第 7 期 MSE 甚至還低，在 2006、2009、2010 與 2012 年第 1 期至第 14 期的 MSE 差距較小(Table 1)，在 2009-2010 年第 1 期 MSE 與第 7 期 MSE 差距低於 0.02，在 2006 與 2012 年第 1 期 MSE 與第 7 期 MSE 差距低於 0.07。以 2004 年為例，利用第 1, 3, 5, 7 期之預測結果來說明短期預測之敏感性(Figs. 5A-D)，在 2004 年 7 月下旬之後的預測值會隨著觀測值下降而預測出下降之趨勢，觀測值在 8 月有小的族群高峰，預測值亦會跟著上升，然後在 9 月上旬開始有上升之趨勢，第 1, 3, 5, 7 期預測值之曲線與觀測值趨勢皆很接近，並且與觀測值相同在 10 月下旬之後有緩慢下降之趨勢。

對於短期預測，如預測日期越接近(例如：前 1-2 日)，從 Table 1 獲知預測的結果 MSE 如預期會較小，即第一期 MSE 值最小，但此種情形在實際上效益不大，因為並沒有足夠之時間來作蟲害之預報或警示；同時從 Table 1 亦獲得第 4-7 期的 MSE 值頗為相近，因此我們使用 $\hat{y}_{t+7}$ 來進行繪圖，目的評估其與觀測值配適之程度。當使用第 7 期預測值($\hat{y}_{t+7}$)來作為短期預測評估，在 2005 年第 7 期預測值在 7-10 月皆相當接近觀測值，第 7 期預測值在 11 月上旬與觀測值比較其高峰稍有延遲(Fig. 6A)；在 2006、2009、2010 與 2012 年第 7 期預測值與觀測值趨勢相當接近(Figs. 6B、7A、7B 及 7D)，尤其是 2006 年的第 7 期預測值與觀測值的距離極短，顯示這幾年預測結果相當準確；在 2007 年 10 月中旬與觀測值相差較大，因觀測值高峰變動相當大，這段期間之外，其餘都相當接近(Fig. 6C)；在 2008 與 2011 年 9 月的蟲數皆相當偏低(近乎 0)，第 7 期預測結果相當準確，10 月下旬第 7 期預測值比觀測值高峰較晚發生(Fig. 6D 及 Fig. 7C)。

討論

過去褐飛蝨族群發生變動之研究，使用逐步複迴歸分析建立各因子與水稻二期作蟲數之關係(Cheng 1984, Cheng 1990)，實際應用時僅能獲知水稻二期作之蟲數，皆未使用到每日數據的資訊，僅以某個時期之蟲數累積量作為依據。亦有使用時間序列分析的 ARIMA 的方法來進行分析，乃數據為水稻移植後之田間每週數據(Lin and Liu, 1984)，每年數據時間上不具有連續性之性質。本研究使用從 1988 至 2012 年之每日誘蟲燈數據，首次採用門檻自我迴歸分析量化其數據，以門檻變數與門檻值將隨著時間變化的資料分成三部份，分別說明在不同情況下之族群發生動態，並以近 9 年(2004 至 2012 年)之數據

Table 1. Mean square errors (MSE) of one day forecasting to those of fourteen day forecasting for short-term predictions in 2004-2012.

Year	MSE of one day forecasting to those of fourteen day forecasting						
	$i=1$	$i=2$	$i=3$	$i=4$	$i=5$	$i=6$	$i=7$
2004	0.194904*	0.230225	0.269148	0.298262	0.318670	0.323939	0.364981
2005	0.117492	0.151046	0.186347	0.209596	0.229904	0.253605	0.272849
2006	0.078950	0.097037	0.117670	0.129135	0.137306	0.140860	0.145740
2007	0.081025	0.117864	0.149786	0.193886	0.214362	0.245650	0.278464
2008	0.118968	0.141387	0.165658	0.165900	0.198714	0.191186	0.226479
2009	0.117231	0.118324	0.119287	0.130972	0.137273	0.134737	0.128738
2010	0.175026	0.161581	0.189643	0.195480	0.202758	0.196813	0.195787
2011	0.129613	0.156779	0.192018	0.206594	0.239702	0.233350	0.263574
2012	0.050462	0.062093	0.070193	0.080799	0.073873	0.083349	0.086030
	$i=8$	$i=9$	$i=10$	$i=11$	$i=12$	$i=13$	$i=14$
2004	0.340133	0.356793	0.341983	0.340191	0.361230	0.403273	0.433703
2005	0.292777	0.311476	0.327427	0.341298	0.349973	0.366072	0.387296
2006	0.145740	0.153222	0.166526	0.164750	0.170401	0.181880	0.191578
2007	0.298044	0.315536	0.340794	0.351862	0.362580	0.382725	0.409653
2008	0.213491	0.226095	0.225564	0.220125	0.220773	0.213020	0.202997
2009	0.141375	0.129423	0.138685	0.133470	0.134240	0.133883	0.133103
2010	0.201539	0.210239	0.197735	0.202329	0.203599	0.204848	0.198063
2011	0.242625	0.266673	0.266673	0.261636	0.253905	0.245516	0.239759
2012	0.081977	0.085602	0.081917	0.086270	0.081431	0.084829	0.082948

* The given value is the average of the predicted values. Also, there are predicted values of 140 and 110 days for 2004-2006 and 2007-2012, respectively.

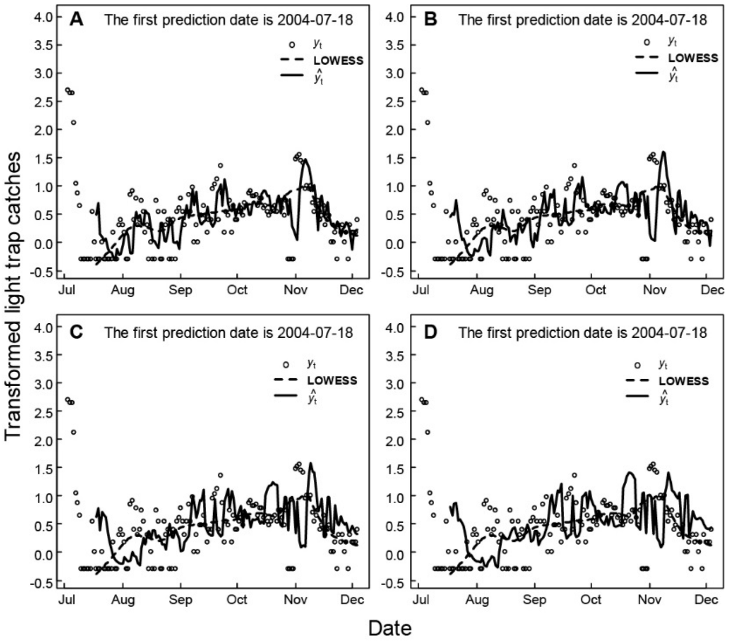

Fig. 5. The transformed light trap catches (white circles) of BPH and the weighted scatter plot smoothing (dashed line) of BPH. A: one day forecasting catches of TAR (solid line) for 140 days after the prediction date for 2004; B: three day forecasting; C: five day forecasting; D: seven day forecasting; BPH: brown planthopper; and TAR: threshold autoregressive model.

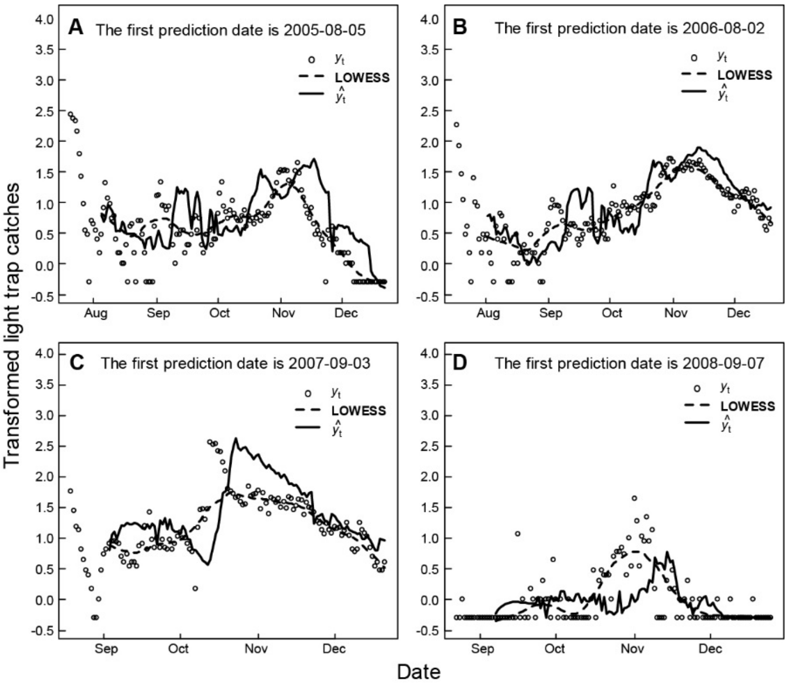

Fig. 6. The transformed light trap catches (white circles) of BPH, the weighted scatter plot smoothing (dashed line) of BPH, and seven day forecasting catches of TAR (solid line) for 140 days after the prediction date for 2005-2006 (A-B) and for 110 days after the prediction date for 2007-2008 (C-D). BPF: brown planthopper. TAR: threshold autoregressive model.

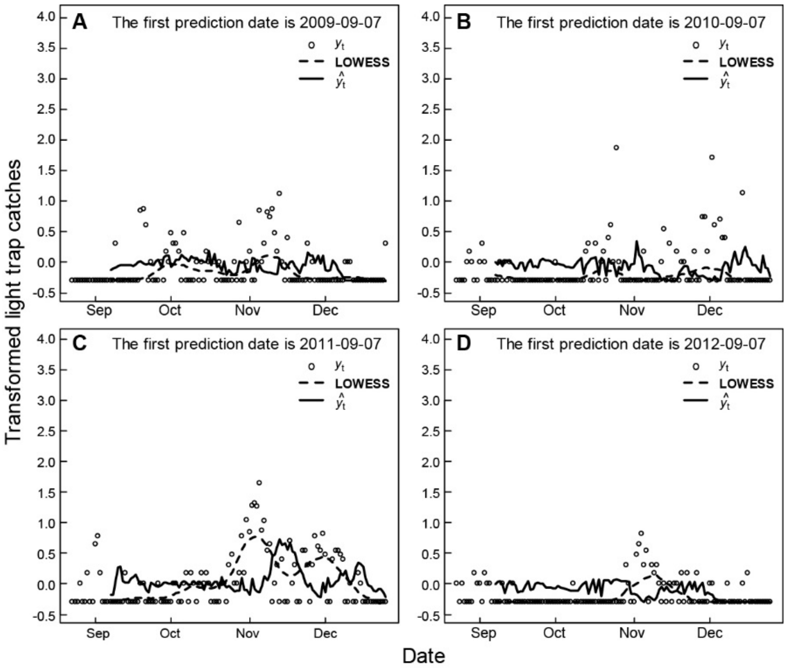

Fig. 7. The transformed light trap catches (white circles) of BPH, the weighted scatter plot smoothing (dashed line) of BPH, and seven-day forecasting catches of TAR (solid line) for 110 days after the prediction date for 2009-2012 (A-D). BPH: brown planthopper. TAR: threshold autoregressive model.

作驗證。結果顯示，大部份年份具有一致性之趨勢，甚至在 2004-2006 年可在二期作水稻移植前預測下半年之發生動態，成功建立褐飛蝨在誘蟲燈上誘捕蟲數之預測模式，可在水稻二期作移植前後獲知在整個水稻生育期的族群發生趨勢。

誘蟲燈數據的突增與突減之現象，可作為褐飛蝨遷入與遷出之初步參考，例如從在 7 月褐飛蝨海外遷入後，數據會有高峰產生，該遷入褐飛蝨族群一般常經過繁殖 2-3 世代後才可對水稻造成嚴重危害；褐飛蝨遷入後第一世代成蟲於 9 月中、下旬出現，其族群密度對於在水稻幼穗形成期到孕穗期發生之第二世代若蟲之發生密度具密切相關(Cheng 1990)。因此，在建立模式時加入年份變數，以 7 月至 9 月 6 日的誘蟲燈累積蟲量是否達到 100 隻作為閥值，目的來估計水稻二期作褐飛蝨族群發生趨勢。

Hu *et al.* (2014)發表之文章，針對褐飛蝨之生態作了些描述，褐飛蝨遷移行為大多數在傍晚起飛，少數在黎明起飛，而誘蟲燈數據大多收集到夜間(趨光誘捕)的成蟲資料，以誘蟲燈數據變動來說，褐飛蝨的遷移行為其實是變動的，不論是從外地遷入或是本地遷出；然而田間數據為日間調查所獲得，其中包含有不同時期的若蟲與成蟲之數據。在中國探討長江流域的褐飛蝨大發生情況中，在大發生與發生較少的年份，田間數據與誘蟲燈數據在水稻生育後期具有顯著的關連性，即在田間收集到大量數據的期間，誘蟲燈亦會收集到大量數據，此情況可推估是從本地遷出的情況居多。由此可以得知，在水稻分蘗期之後，誘蟲燈捕獲成蟲數之數據與田間發生數據之趨勢具密切關連，是故誘蟲燈可作為反映該區域害蟲之豐度，作為預測水稻二期作每日可能發生豐度與日期之依據。

嘉義分所收集的長期觀測資料的數據，其中誘蟲燈為每日調查數據，可提供褐飛蝨每日發生之豐度；田間為每週目視調查之數據(每 100 或 120 叢)，提供水稻生育期間的田間族群密度，大多從水稻二期作水稻分蘗到孕穗期(9 月下旬至 10 月下旬)才有開始急遽上升。由於收集的時間間隔與方式不同，田間調查的族群密度包含有若成蟲，若蟲可能是數天前才誕生，而成蟲會死去，因此田間數據雖是每週才調查一次，但可反映數天的族群變動。當兩種數據比較時，須配合與田間數據所收集的時間一致來進行分析，將誘蟲燈每日數據進行累積轉換成每週數據，結果發現在驗證的年份內(2004-2012 年)水稻分蘗期至糊熟期頗具相關性(r = 0.65)，過去文獻也有使用此方式來解釋誘蟲燈與田間資料之關連性(Wang and Yen 1984, Hu *et al.* 2014)。根據上述所言，雖然誘蟲燈數據無法完全代表田間族群狀況，惟其確是田間族群一個重要指標；然而在誘蟲燈所捕獲到長翅型成蟲的資料，與田間實際發生族群(還包含短翅型成蟲與若蟲)之間的確切關係，尚待進一步研究探討。

若使用田間數據建立模式雖較可貼近實際田間發生情形，但預測單位則會從每日變成每週，無法獲得時間間隔較小的族群發生動態之資訊；且田間數據大多從水稻分蘗到孕穗期才開始有上升的趨勢，在此之前的族群發生動態資訊不足，例如田間數據在水稻移植前無法得知褐飛蝨何時遷入與數量等資訊。因此誘蟲燈數據具有預警之功能，可預先得知褐飛蝨在該地區的可能族群變動，提供該地區防治策略之參考。

在亞洲其他地區以時間的觀點來探討水稻害蟲發生預測研究，大多使用每年數據來進行分析(Yamamura *et al.* 2006, Yan *et al.* 2010)，提供每年發生程度之評估；在探討季節性的族群變動，可能使用每月或每季之數據，來評估下一月或下一季發生變動之評估(Hu and Jiang 1997)，這些評估方法大多只對未來一個週期(年、季、月)進行預測評估，僅少數有進行多個週期之預測，原因在於受限於數據之特性。本研究分析之誘蟲燈數據屬於每日數據，可提供較多資訊，雖然每年

上半年的蟲數稀少，亦可提供參數估計之參考，而且能將水稻移植前的褐飛蝨遷入情況納入模式估計中，幫助我們了解後期褐飛蝨族群可能發生動態之趨勢。

水稻褐飛蝨防治時期以 9 月下旬到 10 月上、中旬為主，水稻相當於幼穗生長期至乳熟期間，此時遭受危害對產量影響最大(Cheng 1978, 1979, Cheng and Lu 1990, Cheng and Huang, 2009)。本研究發展出的預測模式可以提前獲知在水稻二期作的褐飛蝨發生趨勢，在長期預測的迴歸分析結果中，斜率參數接近於 1，表示預測值與觀測值趨勢相當接近，因此，此模式之長期預測驗證結果可得到良好的趨勢量化，期望提供在水稻二期作生育期間之防治參考；並且針對水稻分蘗期之後進行短期預測，期望能與田間實際操作配合，來達到規劃噴灑藥劑之時機，減少成本與環境汙染等問題。

誌謝

本研究承蒙行政院農業委員會動植物防疫檢疫局經費補助(100 農科-9.1.2-檢-B2(3)與 101 農科-7.1.1-檢-B1(1))，特致謝忱。

引用文獻

Cheng CH (1978) Determination of the economic injury levels of the rice brown planthopper in Taiwan. I. Control of the brown planthopper at various population density in relation to grain yield ant net return. (in Chinese with English summary) **J. Agric. Res. China** 27:229-236.

Cheng CH (1979) Determination of the Economic-injury levels of the brown planthopper in Taiwan. II. The population levels of *Nilaparvata lugens* in relation to yield loss of rice. **Natl. Sci. Counc. Mon.** 7:1103-1114.

Cheng CH (1984) Studies on integrated control of brown planthopper, *Nilaparvata lugens* (Stål) in Taiwan. (in Chinese) p.149-167. *In*: Ecology and Control of the Brown Planthopper (YI Chu, ed.). Plant Protection Center, Taichung, Taiwan.

Cheng CH (1990) Studies on population dynamics and forecasting of population abundance of brown planthopper, *Nilaparvata lugens* in Chia-nan area. (in Chinese with English summary) **Chinese J. Entomol.** 10:1-25.

Cheng CH, JL Lu (1990) Detection of the trans-oceanic immigration of rice planthoppers, *Nilaparvata lugens* Stål and *Sogatella furcifera* Horváth to the southwestern Taiwan and their relative weather-conditions. (in Chinese with English summary) **Chinese J. Entomol.** 10:301-324.

Cheng CH, SH Huang (2004) Population fluctuations and forecasting of the white-backed planthopper, *Sogatella furcifera* on rice in Chiayi region, Taiwan. (in Chinese with English abstract) **Plant Prot. Bull.** 46:-315-332.

Cheng CH, SH Huang (2009) Reconsideration of the rice insect pests control in Taiwan. (in Chinese with English summary) p.65-82. *In*: Proceeding of Symposium on Achievement and Perspectives of Rice Protection in Taiwan. 160 pp. Published by Department of Plant Protection, Chiayi Agriculture Experimental Station, ARI, Chiayi, Taiwan.

Cryer JD, KS Chan (2008) Threshold Models. p.383-422. *In*: Time Series Analysis with Applications in R. Springer, New York.

Fan J, Q Yao (2003) Parametric nonlinear time series models. p.125-143 *In*: Nonlinear Time Series: Nonparametric and Parametric Methods. Springer, New York.

Grenfell BT, K Wilson, BF Finkenstädt, TN Coulson, S Murray, SD Albon, LM Pemberton, TH Clutton-Brock, MJ Grawley (1998) Noise and determinism in synchronized sheep dynamics. **Nature** 394:674-677.

Hu BH, RZ Jiang (1997) Long-term Occurrence Rules and Forecasting of Crops' Disease and Pest Insects. (in Chinese) China Agricultural Press, Beijing. 193pp.

Hu G, F Lu, BP Zhai, MH Lu, WC Liu, F Zhu, XW Wu, GH Chen, XX Zhang (2014) Outbreaks of the Brown Planthopper Nilaparvata lugens (Stål) in the Yangtze River Delta: Immigration or Local Reproduction? **PLoS One** 9:1-12.

Huang SH, CH Cheng, CN Chen, WJ Wu (2009) The trend of occurrence and prospective control measures of rice insect pests in Taiwan. (in Chinese with English summary) p.131-147. *In*: Proceedings of Symposium on Achievement and Perspectives of Rice Protection in Taiwan. Chiayi Agricultural Experiment Station,

Taiwan Agricultural Research Institute. Chiayi, Taiwan.

Huang SH, CH Cheng, WJ Wu (2010a) Possible impacts of climate change on rice insect pests and management tactics in Taiwan. (in Chinese with English abstract) **Crop Environ. Bioinform.** 7:269-279.

Huang SH, CH Cheng, CN Chen, WJ Wu, A Otuka (2010b) Estimating the immigration source of rice planthoppers, *Nilaparvata lugens* (Stål) and *Sogatella furcifera* (Horváth) (Homoptera: Delphacidae), in Taiwan. **Appl. Entomol. Zool.** 45:521-531.

Lin L, AS Hedayat, B Sinha, M Yang. (2002) Statistical methods in assessing agreement: Models, issues, and tools. **J. Amer. Stat. Assoc.** 97:257-270.

Lin TL, TH Liu (1984) A forecasting model for brown planthopper population density. (in Chinese with English abstract) **Chinese J. Entomol.** 4:77-81.

Ma F, X Cheng (2001) Chaos and predictable time-scale of brown planthopper *Nilaparvata lugens* (Stål) occurrence system. **J. Asia-Pacific Entoml.** 4:67-74.

Otuka A, SH Huang, S Sanada-Morimura, M Matsumura (2012) Migration analysis of *Nilaparvata lugens* (Hemiptera Delphacidae) from the Philippines to Taiwan under typhoon-induced windy conditions. **Appl. Entomol. Zool.** 47:263-271.

Stenseth NC, W Falck, KS Chan, ON Bjornstad, M O'Donoghue, H Tong, R Boonstra, S Boutin, CJ Krebs, NG Yoccoz (1998) From patterns to process: phase and density dependencies in the Canadian lynx cycle. **Proc. Natl. Acad. Sci. USA** 95:15430-15435.

Su WY, CN Chen, EY Cheng, YB Hwang (2003) The geographical distribution and statistical forecasting of Oriental fruit flies in Taiwan. (in Chinese with English abstract) **Plant Pro. Bull. Spec. Publ.** New 5 (Proceedings of the Workshop on Plant Protection Management for Sustainable Development: Technology and New Dimension):67-110.

Tong H, KS Lim (1980) Threshold autoregression, limit cycles and cyclical. **J. R. Statist. Soc. B** 42:245-292.

Tsay RS (1989) Testing and modeling threshold autoregressive processes. **J. Amer. Stat. Assoc**. 84:231-240.

Tsay RS (1998) Testing and modeling multivariate threshold models. **J. Amer. Stat. Assoc**. 93:1188-1202.

Wang SS, FC Yen (1984) Analysis of the data of the brown planthopper [*Nilaparvata lugens* (Stål.)] with light trap in Taiwan. **Chinese J. Entomol.** 4:13-22.

Yamamura K, M Yokozawa, M Nishimori, Y Ueda, T Yokosuka (2006) How to analyze long-term insect population dynamics under climate change: 50-year data of three insect pests in paddy fields. **Popul. Ecol.** 48:31-48.

Yan XH, H Liu, JJ Wang, ZM Zhao, F Huang, DF Cheng (2010) Population Forecasting forecasting Model model of *Nilaparvata lugens* and *Sogatella furcifera* (Homoptera: Delphacidae) Based based on Markov Markov Chain chain Theorytheory. **Environ. Entomol.** 39:1737-1743.

Yang LW, EG Wang, LW Ding, CL Gan, JG Chen, YT Dai (2010) Long-term movement cycles of brown planthopper on late rice in Tiantai county of Zheijing province. (in Chinese with English abstract) **Chinese Agric. Sci. Bull.** 26:310-313.

－編輯：楊純明